

新常态下中国银行业的成本效率研究*

王国红 王 擎

[摘要]经济新常态下效率的提高是中国银行业成功转型的关键。本文运用随机前沿方法(SFA),透过截面数据和面板数据,对中国大陆境内运营的142家中外银行1995~2013年期间的成本效率进行了估算。结果表明:2011年前,中国银行业成本总体呈现上升态势,特别是国有银行上升势头强劲;近几年,随着中国经济进入新常态,中国银行业的成本效率逐步走向衰退,国有银行成本效率下降最明显。进一步,本文运用Tobit模型和平方偏差指标对影响中国银行业成本效率的重要因素进行了分析,证明不良贷款比率和管理水平是影响中国银行业成本效率的最重要的二因素。因此,加强对不良贷款的风险防控,转变经营模式,实现由粗放经营向集约经营的管理升级,应是当前中国银行业应对经济新常态的关键举措。

关键词:经济新常态 成本效率 随机前沿法

JEL 分类号:D40 G20 L10

一、引言

经济新常态给中国银行业带来“成长的烦恼”:存贷款增速回落^①、存贷利差收窄、不良贷款反弹^②、市场竞争加剧、收费监管从严。摆脱“烦恼”,需要中国银行业改变以往规模扩张的老路,将重心调整到提高资源配置效率的轨道上来,只有这样,结构调整,转型升级的使命才能顺利实现。Cull and Xu(2005)指出,中国银行业的低效率已成为阻碍中国经济增长的重要因素。十八届三中全会《关于全面深化改革若干重大问题的决定》一改传统的“机构、市场、工具、货币政策、金融监管、对外开放”这类面面俱到、四平八稳的顺序,将金融改革置于提高资源配置效率的总题目下加以阐述,可见“效率”对中国银行业乃至整个经济发展的重要性。近40年的改革开放进程,中国银行业取得了长足发展,在全球前10名的超级大银行中,中国银行业已占3席;全球金融理事会圈定的29家“全球系统重要性银行”中,中国银行和中国工商银行也相继入围;并且就资产来排名,中国的央行已在世界上名列前茅。但在规模急剧扩张的同时,中国银行业效率几何?影响中国银行业效率的重要因素有哪些?新常态下中国银行业又该如何提高效率,促进转型升级?这些问题是本文旨在探讨的重点。

* 王国红,湖北金融发展与金融安全研究中心,教授;王擎,西南财经大学中国金融研究中心,教授。本文得到国家自然科学基金面上项目“银行资本约束下我国系统性金融风险传递研究”(项目编号:71473200)的资助。作者感谢匿名审稿人的意见。文责自负。

① 2014年中国银行业存贷款增速已降至13%~14%,比前5年平均增速下降了6到7个百分点。

② 截至2014年末,中国商业银行不良贷款余额达8426亿元,已连续12个季度上升;不良贷款率为1.64%,较年初上升0.51个百分点。中国财经媒体《财新》(Caixin)报道称,中国银监会表示,2015年第二季度末,中国银行业不良贷款比率达到2010年以来的最高水平,为1.82%。2015年上半年,中国银行业不良贷款增加3220亿元人民币,至1.8万亿元人民币左右,同比增长35%。这一增幅比2014年全年的增幅还高,后者为22%。甚至国际清算银行在2015年9月中旬发布警示性公告称,中国、巴西和土耳其可能在三年内发生银行业危机,这虽然有点耸人听闻,但也不能不引起我们的警惕。

二、文献综述

对银行效率的研究,一直是银行产业组织理论的重要研究课题,在研究内容、研究对象与研究方法上均发生了非常大的变化,取得了丰硕的成果。从研究内容看,早期研究主要关注对规模经济和范围经济的研究,而目前的研究主要关注X效率的研究。从研究对象看,早期研究侧重对发达国家,尤其是对美国和欧盟银行业效率的研究,而目前越来越多的研究转而关注对发展中国家,尤其是对新兴市场国家的研究,包括对中国、巴西等国家的研究。从研究方法看,如今的研究方法更多样,更复杂,更准确。Berger and Humphrey(1997)通过梳理130项银行效率的研究成果,将其方法分为两类:参数法和非参数法。参数法包括随机前沿法(SFA, Stochastic Frontier Analysis)、自由分布法(DFA, Distribution Free Approach)和厚前沿法(TFA, Thick Frontier Approach)。非参数法包括数据包络分析法(DEA, Data Envelope Analysis)和自由处置壳法(FDH, Free Disposal Hull)。这些方法各有优劣。参数法的不足在于它需要设定具体的函数形式,函数形式的设定具有武断性。非参数法往往忽略价格,只能解释投入太多或产出太少的技术上无效的问题,不能解释由于对市场价格、宏观政策等的错误估计而做出投入和产出组合的不合理决策而产生的无效率问题。同时,非参数法假定不存在随机误差,把由于数据的统计、会计核算、外部冲击等产生的随机误差也视为无效率。

随着中国银行业在全球银行业资产排名的上升,中国银行业的效率也日益受到境内外学者的关注。境外学者代表性的研究有:Berger et al.(2009)、Chen et al.(2005)、Fu and Heffernan(2007)、Fungáčová et al.(2013)、Ariff et al.(2007)、Yin et al.(2013)等。上述代表作中,运用DEA方法的有Chen et al.(2005)和Ariff et al.(2007),另外4篇均是运用SFA方法。境内学者代表性的研究有:刘琛和宋蔚兰(2004)、朱南等(2004)、迟国泰等(2005)、杨大强和张爱武(2007)、徐传谔和刘树天(2007)、姚树洁等(2011)、刘孟飞和张晓岚(2013)等。朱南等(2004)和杨大强和张爱武(2007)运用的是DEA方法,集中于对中国银行业的技术效率、纯技术效率及规模效率进行测度和比较;其它研究主要运用的是SFA方法,侧重于对中国银行业的成本效率和利润效率的研究。然而,不管是境内外学者的研究,还是DEA抑或SFA的研究,对中国银行业效率的测度始终存在估计结果不一致的情况。如,同样是运用DEA方法,样本期间也差不多,Chen et al.(2005)和Ariff et al.(2007)却得出了不同的结论,前者认为1993~2000年间中国国有银行效率高,而后者认为1990~2004年中国国有银行效率低。同样是SFA方法的研究,徐传谔和刘树天(2007)与姚树洁等(2011)却得出不同结论,前者认为1996~2003年间中国国有银行欠缺效率,而后者正好相反,认为1995~2008年间中国国有银行效率高。为什么研究方法相同,样本期间也相差无几,最终结论却相反?如何才能正确测量中国银行业的效率?这是本文研究的一个出发点。

本文研究的另一个出发点是,在经济新常态背景下,影响中国银行业效率的因素有哪些?主要影响因素是什么?对这个问题的回答,有助于中国银行业提高效率,进而成功转型升级。

本文拟运用二阶段SFA方法,对中国银行业的成本效率进行研究,来测度不同类型银行的成本效率状况,并辨识影响银行成本效率的重要因素,进而提出在经济新常态背景下提升中国银行业成本效率的对策。之所以选择SFA,不仅是因为它能测量每个样本在样本期内各时点上的效率,通过对误差项的分解过滤随机因素对效率值的影响;还在于这种方法考虑到了统计噪音,对于中国等转型经济国家来说,度量误差和经济环境的不确定性导致统计噪音出现的可能性更大(Fries and Taci, 2005)。之所以只研究成本效率,而不是同时研究成本效率和利润效率,虽然利润效率比成本效率更全面,它既研究了成本边,又研究了收入边,原因是中国银行业的利润很大部分来自利

率管制,利润是一种“伪利润”(Fu and Heffernan,2007)。

本文较以往研究的不同表现在:第一,样本量更大,时间跨度更长。以往研究涉及的银行往往只有 17 家银行,即 5 家国有大银行和 12 家全国股份制商业银行,时间跨度为 10 年左右;本研究涉及 142 家境内外商业银行,时间跨度从 1995 年至 2013 年。第二,拓展对 SFA 的研究。表现在两方面,一是放松对无效率项的假设。SFA 最大的不足在于其结论取决于对非效率项的假设,所作假设不同,结论就会不一样。之所以以往学者同样采用 SFA 的研究方法,但结论却有所不同,很大程度上是因为他们对非效率项所作的假设不同,因此,本文对非效率项采用多种假设,鉴别非效率项的稳健性。二是从横截面数据模型拓展到面板数据模型。以往学者采用 SFA 方法时,通常是分年度,即利用横截面数据模型来对单个金融机构的效率进行估计,这样做割裂了每一家银行年度数据间的内在联系,忽略了非效率项随时间而变的特性。因此,本文一方面采用横截面数据模型对每家银行每年的成本效率进行估计,同时,也利用面板数据模型对不同类型银行在整个样本期间的成本效率进行估计。第三,以往研究假设非效率项和扰动项是同方差的,忽略了二者异方差的可能性,但这会带来非效率估计的偏误,通常会产生 15%左右的上偏(Belotti et al.,2012)。因此,本文在使用 Stata 命令估计效率时,采用 `usigma` 和 `vsigma` 两个选项以控制异方差的影响。第四,两阶段 SFA 法只能测算各影响因素对效率值的或正或负的影响,但不能表明哪一因素是最重要的影响因素,哪一因素是次要的影响因素,这不利于提出有针对性的提升银行效率的良方。对此,本文利用平方偏方差(SPC,Squared Partial Correlation)这一指标,揭示影响银行效率的主要因素。

下文结构作如下安排:第三部分是数据、模型与方法;第四部分是实证结果,包括第一阶段对效率值的测算和第二阶段主要影响因素的估计;第五部分为政策建议。

三、数据与方法

(一)数据描述

数据来源于 BankScope 数据库、各银行网上公布的定期报告、美国传统基金会(Heritage Foundation)、中国经济金融数据库以及中国国家统计局网站。BankScope 数据库中共有 218 家在中国大陆境内运营的中外金融机构(包括证券公司、信托投资公司等非银行金融机构)数据,本文剔除中国人民银行、邮政储蓄银行^①、三家政策性银行、证券公司、财务集团公司、信托投资公司等机构以保证分析样本的同质性。数据时间跨度为 1995 至 2013 年,以 1995 年为样本的起点,因为 1994 年中国成立了三家政策性银行,可将此后的中国银行企业大致认为是追求利润最大化的实体,满足模型对利润最大化实体的需要。为了增加样本容量,增强分析的准确性,对数据作如下处理:(1)使用历年下载的 BankScope 数据库克服某一年度下载的 BankScope 数据库涵盖年度过少的不足;(2)对 BankScope 数据库缺失的数据,逐一从各银行网上公布的定期报告中弥补;(3)剔除时间跨度不足 5 年的银行;(4)对外资银行的数据(一般以美元或港元计价),按当年年底的外汇牌价予以调整,所有的绝对值数据均以 1995 年为基期,使用 GDP 平减指数进行调整,剔除物价的影响;(5)使用 Bankscope 数据库,不包括银行持股公司,否则会出现母公司和子公司同时进入样本导致重复计算的情况;同时,考虑银行间的并购,如果多个银行合并,合并前单独进入样本,合并后只有一家并购实体进入样本;(6)所有的数据(除虚拟变量)均使用 winsorized 技术进行截尾处理。最后剩下 142 家银行,包括 5 家国有银行、12 家全国性商业银行、18 家农村商业银行(或农村合作银行)、

^① 邮政储蓄银行是一家特殊的银行机构,成立时间短,既不便于归入国有银行一类,又不便于纳入全国股份制商业银行这一类,单独作为一类又不能进行 SFA 分析,因此,本文暂不将其纳入分析范畴。

30家外资银行和77家区域性商业银行。最终的样本为在中国大陆境内运营的142家中外资银行1995~2013年的非平衡面板数据,共1417组数据。主要变量的描述性统计见表1。

表1 主要变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值	变量描述
pegdpr	1417	0.0937	0.0190	0.0671	0.136	人均实际GDP增长率
assets	1417	516465	1.786e+06	19.40	1.890e+07	资产(百万元)
deposit	1417	460369	1.597e+06	57.94	1.630e+07	存款(百万元)
equity	1417	29034	109472	45	1.278e+06	权益(百万元)
pf	1417	0.0246	0.124	0.000156	3.496	利息支出/(存款+短期负债),表示资金成本
pl	1417	0.0215	0.0126	0.000406	0.369	(利息支出+非利息支出)/(存款+贷款),表示人工成本
pk	1417	2.450	5.629	0.1	142.2	非利息支出/固定资产,表示物质成本
rc	1417	13129	45712	4.800	490475	包括管理费用、利息费用与非利息费用
obs	1417	88955	282914	4.600	2.500e+06	表外项目
ea	1417	493234	1.743e+06	6.800	1.850e+07	除贷款外的其他盈利资产
di	1417	0.293	0.231	0.00144	0.997	分散化指数 $1 - \frac{ \text{净利息收入} - \text{其他运营收入} }{\text{总运营收入}}$
overheads	1417	5377	18083	3.900	170712	间接费用,表示管理水平
el	1417	254497	900764	57.98	9.829e+06	贷款减不良贷款表示有效贷款
eq	1417	0.249	4.269	0.000108	132.8	资本化比率,权益除以总资产
hhi	1417	0.125	0.0368	0.0909	0.307	按资产份额计算的市场集中度

从表1可看出,资产、存款、权益、总成本、表外项目、间接费用、有效贷款等数据的标准差非常大,说明样本间的差异非常大,因为样本既包括大型的国有商业银行、全国性股份制商业银行,还包括区域性的股份制商业银行、外资银行和农村商业银行,样本的时间跨度从1995~2013年整整19年,即使是同一资产规模的银行,由于管理水平、生产技术等因素的影响,也可能具有不同的生产成本,更何况样本中包含资产规模如此悬殊的众多银行,因此,生产成本的差异肯定会很大,非效率项和误差项的方差也会增大,这样的样本出现异方差的可能性很大。对此,本文作以下处理:第一,使用超越对数成本函数进行效率估计时,用银行资产规模来标准化货币变量以消除因银行资产规模异质性对银行成本的影响;第二,所有的模型使用Stata命令估计效率时,采用usigma和vsigma两个选项以控制异方差的影响。

(二)二阶段SFA方法

本文采用二阶段SFA分析方法,首先通过估计成本X-效率来分析中国银行业的成本效率,然后以成本效率值为因变量,以影响银行成本效率的因素为自变量,通过Tobit模型回归分析影响中国银行业成本效率的重要因素。

1.成本效率测量

银行业的成本X-效率测量在相同条件下某一银行制造等量产出接近最佳实践银行的程度。

成本 X-效率往往用以下函数形式来表示：

$$\ln RC = \ln TC + \ln u + \ln v = f(w, y, z) + \ln u + \ln v \quad (1)$$

式(1)中, RC 表示实际总成本, TC 表示理论最小成本, w 表示投入品价格, y 表示产出数量, z 表示影响因素, 误差项 $\varepsilon = u \times v$, 第一项捕捉技术和配置非效率, 假设为半正态分布, 即 $u \sim N+(u, \sigma_u^2)$; 第二项捕捉随机扰动因素, 假设服从正态分布, 代表测量误差和其它非控制因素, 即 $v \sim N+(u, \sigma_v^2)$ 。这里有两个问题需要解决, 一是确定函数形式, 即 $f(\cdot)$, 另一是确定银行业的投入品和产出品。

成本函数形式的确定, 主要有三种模型。一是柯布-道格拉斯(C-D)成本函数, 这种函数简单, 方便计算, 但它存在规模报酬不变这一假设, 难以反映现实。第二种函数形式是超越对数成本函数。其优点在于它是 C-D、齐次、位似等函数形态的一般式, 具有容许交互影响项存在、可处理多投入多产出问题, 能够对效率函数进行二次灵活模拟, 缺点在于系数解释困难(Berndt and Christensen, 1973)。第三种函数形式是傅立叶函数形式, 它的优点在于能够对任意成本函数进行全局近似, 但它需要估计大量参数, 要有大样本数据的支撑。以往学者在进行金融体系效率相关研究时, 大多将金融机构的生产函数设定为超越对数成本函数形式, 因此本文也建立一个超越对数随机成本函数模型进行成本效率估算。

决定了函数形式后, 还需要决定函数中的投入产出。在银行产业组织文献中, 模型化其投入产出的方法主要有产品法和中介法两种。产品法认为银行是使用劳动和资本作为投入品, 制造贷款和存款的部门。中介法强调银行的中介功能, 认为银行是利用存款、劳动力和物质资本制造贷款的部门。二者的分歧在于对存款作为投入品还是产出品 的认识上。不管是产品法, 还是中介法, 都不能完全体现银行的功能(Fu and Heffernan, 2007)。Berger and Humphrey(1997)认为, 存款具有双重功能, 它既可看成是投入品, 也可看成是产出品, 他们做一种折衷处理, 在采用中介法的同时, 既把存款既作为投入品, 又作为产出品看待。本文效仿他们的做法, 将银行业的投入品包括物质资本、人力资本和资金资本三种, 产出品有存款、贷款^①、表外项目^②、其他盈利资产四种, 超越对数成本函数设定为:

$$\begin{aligned} \ln RC = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^3 \alpha_k \ln w_k + \sum_{i=1}^4 \beta_i \ln y_i + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{m=1}^3 \delta_{km} \ln w_k \ln w_m + \\ & \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \ln y_i \ln y_j + \sum_{k=1}^3 \sum_{i=1}^4 \rho_{ki} \ln y_i + \theta_1 Trend + \frac{1}{2} \theta_2 Trend^2 + \\ & \sum_{k=1}^3 \lambda_k Trend \times \ln w_k + \sum_{i=1}^4 \xi_i Trend \times \ln y_i + \ln u_i + \ln v \end{aligned} \quad (2)$$

其中, RC 、 w 、 y 分别表示总成本、投入品价格、产出, w_1 、 w_2 、 w_3 分别代表资金成本、人力成本和物质成本, y_1 、 y_2 、 y_3 、 y_4 分别代表存款、贷款、表外项目、其他盈利资产, $Trend$ 是一个时间趋势项, 代表技术进步。所有变量的涵义与数据来源详见表 1。

对超越对数成本函数, 学者们通常作以下两个处理: 一是将成本和投入品价格都除以物质资本成本, 以消减异方差的影响来满足标准齐次条件; 二是用银行资产规模来标准化货币变量以消除因银行资产规模异质性对银行成本的影响, 包括成本(RC)、产出(y)和其它货币变量。因此, 模型(2)变为:

① 这里的贷款并不是总贷款, 而是指有效贷款, 表示为总贷款减去不良贷款。这样处理, 更能准确计算银行的效率。

② 将表外项目纳入银行的产出, 适应了中国银行业转型的现实。事实上, 观察各银行机构每年的表外项目金额, 近些年来, 其规模正处于不断上升的趋势, 产出中占比也越来越高。

$$\begin{aligned} \ln(RC/assets * w_3) = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^2 \alpha_k \ln(w_k/w_3) + \sum_{k=1}^2 \beta_i \ln(y_i/assets) + \\ & \frac{1}{2} \sum_{k=1}^2 \sum_{m=1}^2 \delta_{km} \ln(w_k/w_3) \ln(w_m/w_3) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \ln(y_i/assets) \ln(y_j/assets) + \\ & \sum_{k=1}^2 \sum_{i=1}^4 \rho_{ki} \ln(w_k/w_3) \ln(y_i/assets) + \theta_1 Trend + \frac{1}{2} \theta_2 Trend + \\ & \sum_{k=1}^2 \lambda_k Trend \times \ln(w_k/w_3) + \sum_{i=1}^4 \xi_i Trend \times \ln(y_i/assets) + \ln u + \ln v \end{aligned} \quad (3)$$

超越对数成本函数有三个基本约束:投入品价格的齐次线性、成本耗尽性以及对称性(Beattie and Taylor, 1985; Jorgenson, 1986)。为满足上述要求,对方程(3)施加如下约束:

$$\sum_{k=1}^2 \alpha_k = 1 \quad \sum_{k=1}^2 \sum_{i=1}^4 \rho_{ki} = 0 \quad \sum_{k=1}^2 \sum_{m=1}^2 \delta_{km} = 0 \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \delta_{km} = \delta_{mk} \quad (4)$$

联立模型(3)(4),根据非效率项 u 的分布假设,运用极大似然法,确定模型(3)中的待估参数,求出 TC,再根据下式确定成本 X-效率:

$$X\text{-效率} = \frac{\hat{c}_{\min}}{\hat{c}_i} = \frac{\hat{u}_{\min}}{\hat{u}_i} = \exp(\ln RC - \ln TC) \quad (5)$$

式(5)中, \hat{c}_{\min} 、 \hat{c}_i 分别表示理论最小成本与第 i 家银行的实际成本, \hat{u}_{\min} 、 \hat{u}_i 分别表示最低非效率与第 i 家银行的实际非效率。

2. 影响中国银行业成本效率的因素分析

鉴于成本效率介于[0, 1]之间,属于截取数据,适合于采用 Tobit 模型进行分析。Tobit 模型又称受限因变量模型,适合于分析因变量存在截取或者在数据整理时发生截断,且与自变量有关的数据。因为本文需要分析的是一段时间内影响中国银行业成本效率的重要因素,所以应采用面板数据来分析,面板 Tobit 模型构建如下:

$$X\text{-效率} = \begin{cases} \beta z + \varepsilon & \beta z + \varepsilon > 0 \\ 0 & \beta z + \varepsilon \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

其中, X-效率为成本效率值, z 为影响银行业成本效率的因素。影响银行业成本效率的因素大致可分为三类:宏观环境、市场结构与银行自身状况。宏观环境用人均实际 GDP 增长率代理,市场结构用市场集中度指标(HHI)代理,银行自身状况包括 $assets$ 、 d 、 e_q 、 $overheads$ 、 $pegdpr$,分别代表规模(资产规模)、银行类型(=0,表示国有银行;=1,表示全国性股份制商业银行;=2,表示区域性股份制商业银行;=3,表示农村商业银行或农村合作银行;=4,表示外资银行)、风险偏好(用资本比率表示)、管理水平(用间接费用表示)。鉴于有学者认为规模与效率的关系并非线性的正相关或负相关,而是存在非线性相关,本文使用资产规模的平方项以验证它们之间的非线性关系。同时,考虑到技术变化对效率的影响,本文使用时间趋势项来模拟技术变化的影响。所有变量都取对数,以消减异方差的影响。

以往的 SFA 二阶段研究,通常只是估算了效率与各影响因素间的正相关或负相关关系,并没有评估各因素对效率影响的重要程度,不利于制订有针对性的政策,本文借鉴 Bikker et al. (2008)的方法,使用平方偏方差(SPC, Squared Partial Correlation)这一指标来评估每一个自变量在模型中的相对重要性。平方偏方差反映因变量对特定自变量变化的改变程度,是一个很好的说明解释变量重要性的指标,解释变量 x_i 的平方偏方差可表示为:

$$SPC(x_i) = (R^2 - R_i^2) / (1 - R_i^2) \quad (7)$$

其中, R^2 是所有解释变量的方差和, R_i^2 是解释变量中除去 x_i 后其它变量的方差和。

四、实证结果

(一) 横截面年度成本效率分析

参数法的一个重要不足是模型需要对非效率项的分布进行假设, 不同的分布假设可能带来不同的效率分值, 因此, 单一的分布假设极可能是有偏的, 需要采用多样的分布假设验证效率分值的可靠性。本文在使用随机前沿法对超越对数成本函数进行横截面年度成本效率估计时, 对非效率项的分布作以下假设: 半正态分布假设、截断正态分布假设、指数分布假设和伽玛(Gamma)分布假设。在每种分布假设下, 利用 stata14.0 进行估计, 并在 stata 命令中, 加入 usigma 和 vsigma 两个选项以控制异方差的影响。表 2 列示了四种分布假设下中国各类银行分年度的成本效率。

表 2 中国银行业分年度的成本效率

期间	银行类型																			
	0				1				2				3				4			
	e	h	t	g	e	h	t	g	e	h	t	g	e	h	t	g	e	h	t	g
1995	0.53	0.50	0.52	0.55	0.57	0.53	0.55	0.53	0.50	0.52	0.53	0.58					0.56	0.52	0.54	0.57
1996	0.54	0.53	0.55	0.54	0.58	0.55	0.58	0.57	0.54	0.54	0.54	0.59					0.58	0.51	0.56	0.56
1997	0.56	0.52	0.53	0.55	0.60	0.54	0.57	0.58	0.56	0.53	0.55	0.6					0.61	0.52	0.50	0.57
1998	0.52	0.53	0.56	0.58	0.59	0.53	0.59	0.57	0.58	0.54	0.57	0.56					0.62	0.53	0.51	0.59
1999	0.50	0.54	0.57	0.58	0.61	0.55	0.60	0.59	0.57	0.55	0.58	0.56					0.60	0.54	0.52	0.60
2000	0.55	0.54	0.58	0.62	0.62	0.56	0.61	0.57	0.60	0.55	0.59	0.59	0.54	0.49	0.50	0.60	0.61	0.53	0.55	0.56
2001	0.59	0.53	0.59	0.56	0.66	0.55	0.63	0.57	0.63	0.54	0.62	0.61	0.56	0.50	0.54	0.63	0.64	0.52	0.57	0.58
2002	0.61	0.54	0.6	0.58	0.68	0.57	0.64	0.62	0.64	0.56	0.63	0.6	0.56	0.52	0.57	0.64	0.66	0.53	0.55	0.59
2003	0.64	0.55	0.61	0.62	0.65	0.57	0.62	0.57	0.63	0.56	0.63	0.60	0.55	0.53	0.57	0.59	0.65	0.54	0.55	0.56
2004	0.62	0.54	0.60	0.65	0.67	0.56	0.63	0.62	0.65	0.55	0.61	0.60	0.57	0.52	0.64	0.58	0.66	0.53	0.58	0.63
2005	0.67	0.56	0.62	0.66	0.68	0.58	0.64	0.63	0.63	0.57	0.60	0.61	0.60	0.54	0.65	0.59	0.67	0.55	0.59	0.65
2006	0.70	0.60	0.62	0.63	0.65	0.62	0.63	0.60	0.60	0.60	0.61	0.64	0.59	0.56	0.65	0.62	0.67	0.58	0.66	0.59
2007	0.73	0.62	0.64	0.60	0.68	0.63	0.66	0.62	0.65	0.61	0.60	0.61	0.61	0.58	0.63	0.64	0.66	0.60	0.65	0.59
2008	0.74	0.63	0.68	0.61	0.65	0.64	0.67	0.63	0.61	0.6	0.65	0.64	0.57	0.59	0.63	0.65	0.65	0.61	0.62	0.60
2009	0.70	0.65	0.69	0.66	0.64	0.66	0.68	0.64	0.67	0.63	0.66	0.62	0.63	0.61	0.65	0.63	0.63	0.63	0.63	0.61
2010	0.74	0.67	0.70	0.68	0.67	0.64	0.67	0.67	0.65	0.63	0.65	0.63	0.60	0.6	0.64	0.62	0.66	0.62	0.63	0.65
2011	0.69	0.64	0.67	0.69	0.65	0.63	0.66	0.65	0.62	0.60	0.63	0.67	0.58	0.56	0.61	0.63	0.65	0.63	0.67	0.67
2012	0.64	0.61	0.64	0.60	0.63	0.62	0.64	0.62	0.58	0.58	0.60	0.64	0.54	0.53	0.57	0.65	0.64	0.63	0.66	0.66
2013	0.60	0.58	0.60	0.62	0.61	0.60	0.61	0.64	0.56	0.55	0.57	0.65	0.51	0.5	0.54	0.66	0.63	0.62	0.65	0.63

注:①0 表示国有银行;1 表示全国性股份制商业银行;2 表示区域性股份制商业银行;3 表示农村商业银行或农村合作银行;4 表示外资银行。

②e 表示指数分布, h 表示半正态分布, t 表示截断正态分布, g 表示伽玛分布。

③农村商业银行(或农村合作银行)成立时间晚, 1995~1999 年数据缺失, 因此没有效率数据。

对各种分布假设下的效率值做皮尔逊(pearson)相关系数和斯皮尔曼(spearman)秩相关系数检验(见表3)。从表3可看出,指数分布、半正态分布和截断正态分布相关性显著,而伽玛分布与这三种分布呈现微弱的负相关关系,因此,可以认为,伽玛分布假设不适合中国银行业成本效率的分析,另外三种分布假设可以进行中国银行业成本效率的分析。

表3 各种分布假设下的皮尔逊相关系数的斯皮尔曼秩相关系数检验

分布假设	皮尔逊相关系数				斯皮尔曼秩相关系数			
	指数分布	半正态分布	截断正态分布	伽玛分布	指数分布	半正态分布	截断正态分布	伽玛分布
指数分布	1							
半正态分布	0.8597 (0.000)				0.8779 (0.000)	1		
截断正态	0.9964 (0.000)	0.8677 (0.000)	1		0.9918 (0.000)	0.8892 (0.000)	1	
伽玛分布	-0.0791 (0.000)	-0.1652 (0.002)	-0.0908 (0.000)	1	-0.1127 (0.000)	-0.1422 (0.023)	-0.117 (0.000)	1

注:括号中的数值为p值。

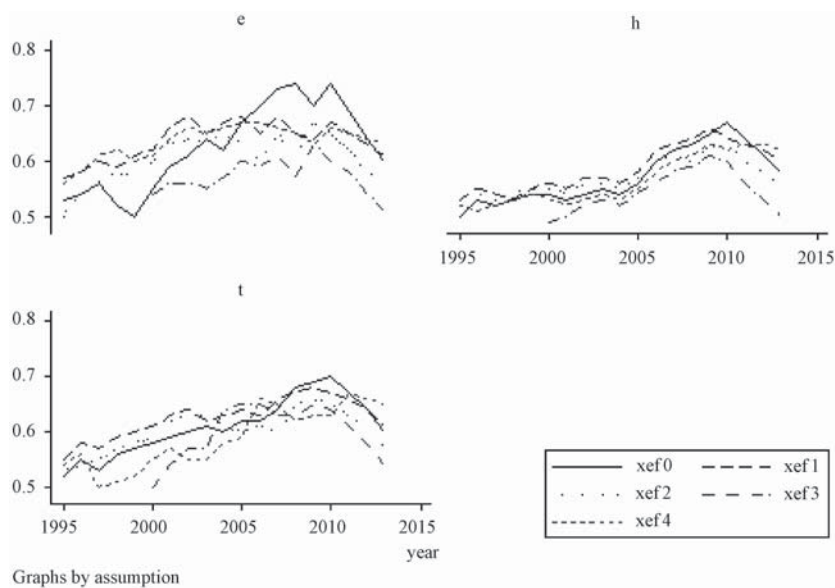


图1 中国银行业 1995~2013 年各类银行的成本效率

图1清晰地展示了三种分布假设下中国银行业各年度的成本效率。图1中, xef0~xef4 分别代表国有银行、全国性股份制银行、区域性股份制银行、农村商业银行和外资银行的成本效率, e、h、t 分别代表对非效率项所做的指数分布、半正态分布和截断正态分布假设。从图1可看出:(1)总的趋势看,各类银行的成本效率呈现先上升后下降的走势;(2)2007年前,国有银行的成本效率在全国性股份制银行和区域性股份制银行之下,但此后到2010年,增长势头较好,逐渐超越这两类银行,成为中国银行业成本效率最高的银行;从2011年开始,成本效率明显下降,逐渐低于外资银行和全国性股份制银行;(3)改制后的农村商业银行的成本效率最低;(4)外资银行成本效率较平稳,2011年前,其成本效率低于全国性股份制银行和国有银行,但此后,表现最好,说明国内银行的成

本效率受不良贷款的影响,但外资银行在控制不良贷款上面较出色,成本效率受影响不大。

(二) 面板数据的中国银行业成本效率分析

面板数据较横截面数据更能体现成本效率在各时期的关联,避免了成本效率分析在时间上的割裂。使用面板数据分析效率时,需要决定的是,是用固定效应模型,还是用随机效应模型?是假设非效率项随时变,还是不随时变?故本文采用以下四个模型对中国银行业 1995~2013 年间的成本效率进行分析:时变固定效应模型(Lee and Coelli, 1993)、时间不变的固定效应模型(Schmidt and Sickles, 1984)、时变随机效应模型(Kumbhakar, 1990)、时间不变的随机效应模型(Battese and Coelli, 1988),并对非效率项和随机扰动项进行异方差控制。此外,本文还采用 Green(2005)提出的“真实固定效应”和“真实随机效应”对中国银行业的成本效率进行分析。表 4 为估计结果。

表 4 对中国银行业成本效率的面板数据模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln_pf	0.193 (0.41)	0.173* (1.73)	0.126 (1.51)	0.126 (1.52)	0.0995* (1.81)	0.0688*** (2318.42)
ln_pl	0.709 (1.40)	0.736*** (6.08)	0.856*** (9.29)	0.857*** (9.37)	0.908*** (15.03)	0.873 .
ln_deposit	0.0792 (0.11)	1.203*** (7.79)	0.904*** (7.07)	0.904*** (7.11)	0.648*** (5.27)	0.0708 .
ln_el	-0.117 (-0.38)	0.119 (1.29)	0.398*** (4.97)	0.407*** (5.23)	0.360*** (7.40)	0.142*** (5522.32)
ln_obs	-0.0135 (-0.10)	-0.0781*** (-2.75)	-0.0332 (-1.41)	-0.0335 (-1.44)	-0.0106 (-0.75)	-0.0678*** (-2219.36)
ln_ea	0.0723 (0.10)	0.436** (2.48)	0.394*** (3.03)	0.392*** (3.01)	0.150* (1.88)	0.0703 .
ln_pf^2	0.205 (0.54)	-0.131* (-1.92)	-0.0213 (-0.34)	-0.0212 (-0.34)	0.0377 (0.71)	0.0380*** (778.82)
ln_pf*ln_pl	-0.184 (-0.42)	0.120 (1.52)	-0.0265 (-0.37)	-0.0261 (-0.37)	-0.0721 (-1.20)	-0.0713*** (-2492.62)
ln_pl^2	0.158 (0.31)	-0.113 (-1.17)	0.0778 (0.92)	0.0768 (0.91)	0.112 (1.61)	0.115 .
ln_deposit^2	0.105 (0.27)	-0.0983 (-1.13)	0.105 (1.57)	0.112* (1.70)	2.932*** (20.46)	3.156 .
ln_el^2	0.0906 (0.83)	0.0835*** (3.22)	0.120*** (5.79)	0.117*** (5.74)	0.0790*** (5.23)	0.0182 .
ln_obs^2	0.000743 (0.04)	-0.0108** (-2.05)	-0.00594* (-1.70)	-0.00561 (-1.63)	-0.000848 (-0.42)	-0.000512*** (-49.06)
ln_ea^2	-0.00411 (-0.03)	-0.0602* (-1.82)	-0.0296 (-1.23)	-0.0300 (-1.24)	-0.0607*** (-3.88)	-0.0310 .
ln_deposit*ln_el	0.0116 (0.04)	0.527*** (9.33)	0.455*** (8.86)	0.455*** (8.86)	-0.535*** (-6.35)	-0.474 .
ln_deposit*ln_obs	-0.129 (-0.72)	-0.315*** (-8.34)	-0.389*** (-13.43)	-0.389*** (-13.42)	-0.135*** (-5.80)	-0.210 .

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln_deposit*ln_ea	-0.130 (-0.15)	0.339** (2.12)	0.182 (1.19)	0.183 (1.19)	0.669*** (5.47)	0.314 .
ln_el*ln_obs	-0.0198 (-0.22)	-0.0238 (-1.41)	0.00315 (0.22)	0.00274 (0.19)	-0.00814 (-0.89)	-0.0118*** (-493.78)
ln_el*ln_ea	-0.00942 (-0.03)	0.157** (2.18)	0.130** (2.25)	0.129** (2.24)	-0.0563 (-1.54)	0.00762 .
ln_obs*ln_ea	0.00249 (0.03)	-0.0386 (-1.55)	-0.0190 (-1.14)	-0.0180 (-1.10)	0.0368*** (3.61)	0.0239*** (1727.20)
ln_pf*ln_deposit	-0.389 (-0.95)	0.520*** (7.35)	0.481*** (8.30)	0.477*** (8.28)	-0.206*** (-2.60)	-0.246 .
ln_pf*ln_el	-0.0430 (-0.16)	-0.0240 (-0.44)	-0.0762 (-1.45)	-0.0677 (-1.32)	0.126*** (2.85)	0.124*** (5102.90)
ln_pf*ln_obs	-0.0132 (-0.14)	0.0151 (0.70)	0.0319** (1.97)	0.0310* (1.92)	0.0147 (1.41)	0.0123*** (716.48)
ln_pf*ln_ea	-0.216 (-0.37)	-0.133 (-1.11)	0.113 (1.08)	0.114 (1.10)	-0.244*** (-3.68)	-0.246 .
ln_pl*ln_deposit	0.470 (1.03)	-0.420*** (-4.53)	-0.344*** (-5.10)	-0.337*** (-5.07)	0.321*** (3.57)	0.297*** (7864.33)
ln_pl*ln_el	-0.0295 (-0.10)	-0.0602 (-1.00)	0.0340 (0.60)	0.0262 (0.47)	-0.146*** (-3.03)	-0.144 .
ln_pl*ln_obs	0.0242 (0.22)	-0.0103 (-0.42)	-0.0212 (-1.17)	-0.0205 (-1.14)	-0.0116 (-0.99)	-0.0125*** (-567.16)
ln_pl*ln_ea	0.276 (0.43)	0.257* (1.84)	-0.0444 (-0.38)	-0.0464 (-0.40)	0.318*** (4.26)	0.315*** (7009.94)
dt	0.0359 (1.14)	-0.0142* (-1.79)	-0.0139* (-1.84)	-0.0128* (-1.77)	-0.0118** (-2.52)	-0.00344*** (-270.30)
dt ²	-0.00153 (-0.69)	0.000151 (0.34)	0.000419 (0.96)	0.000350 (0.85)	0.000718*** (2.71)	0.000684*** (789.84)
dt*ln_pf	-0.00850 (-0.33)	-0.00115 (-0.21)	-0.00771 (-1.64)	-0.00744 (-1.60)	-0.0103*** (-3.28)	-0.00986*** (-1172.61)
dt*ln_pl	0.0116 (0.42)	0.00144 (0.24)	0.00906* (1.76)	0.00871* (1.71)	0.0115*** (3.30)	0.0117*** (1188.94)
dt*ln_deposit	0.0353 (0.80)	0.00355 (0.36)	0.0173** (2.11)	0.0182** (2.28)	0.0367*** (5.80)	0.0473*** (3055.03)
dt*ln_el	0.00438 (0.21)	-0.00819* (-1.81)	-0.00872** (-2.04)	-0.00915** (-2.19)	-0.00905*** (-3.47)	-0.00591*** (-818.58)
dt*ln_obs	0.00229 (0.46)	0.00246** (2.34)	0.00141 (1.48)	0.00139 (1.48)	0.000180 (0.31)	0.000185*** (105.59)
dt*ln_ea	0.00639 (0.23)	0.000878 (0.17)	-0.00568 (-1.16)	-0.00568 (-1.17)	0.00937*** (2.83)	0.0120*** (1201.09)
N	1417	1417	1417	1417	1417	1417

注:①表中(1)代表 Lee and Coelli(1993)模型,(2)代表 Schmidt and Sickles(1984)模型,(3)代表 Kumbhakar(1990)模型,(4)代表 Battese and Coelli(1988)模型,(5)代表真实的随机效应模型,(6)代表真实的固定效应模型。

②括号中为 t 值,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%的水平上显著。

从模型的系数显著性程度看,模型(5)的系数显著性程度最高,模型(1)最差;并且模型(5)的变差率($r = \frac{\sigma_{\mu}^2}{\sigma_{\mu}^2 + \sigma_v^2}$)在所有模型中最高,为 0.923,趋近于 1,说明成本效率偏差主要由成本非效率项决定,而随机误差项的影响可忽略不计。因此,下面用模型(5)来说明整个样本期间中国银行业各类银行的成本效率,见图 2。

“真实随机效应”面板模型的估计结果与前面横截面数据的分析结果颇为相似,这也正好说明用“真实随机效应”模型的恰当性。如果将图 2 分为 3 个时期:1995~2004、2004~2011、2011~2013,第 1 个时期全国性股份制银行成本效率最高,外资银行效率低于全国股份制银行和区域性股份制银行,因为这一时期外资银行开拓和适应中国市场需要花费额外的成本,所以成本效率较低;国有银行效率低,但增长迅速,从 1998 年成立四大

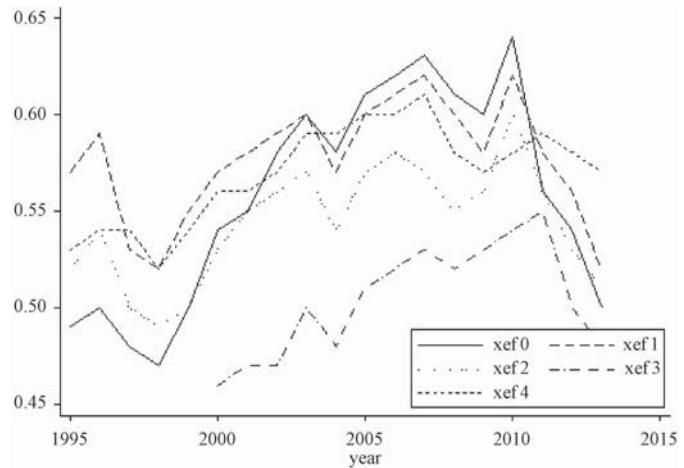


图 2 1995~2013 年间中国银行业各类银行的成本效率

的不良贷款后,成本效率快速增长,可以推断不良贷款对银行的成本效率影响显著。第 2 个时期,国有银行、全国性股份制银行和外资银行成为成本效率最高的三类银行,相互间的差距很小,成本效率表现也较为平稳(除了 2008~2009 年间受金融危机影响外)。第 3 个时期,随着经济进入新常态,银行业不良贷款增多,中国银行业成本效率显著下降,特别是国有银行成本效率下降明显,已经低于外资银行和全国性股份制银行,外资银行成本效率较为平稳,可能的原因是国有银行此前承担了较多的地方政府债务平台贷款,而外资银行相对较少,由于这类贷款期限长,占用资金数额大,加之地方政府还款能力的下降,严重地影响了银行的成本效率。3 个时期中,地方性股份制银行和农村商业银行成本效率都是最低的,可能的原因一方面它们是它们受地方政府的影响深,不良贷款多,另一方面是它们的管理效率差。

(三)影响中国银行业成本效率的因素分析

文献中关于影响银行业成本效率的理论(或假说)主要有:(1)产权理论。现代产权理论认为,清晰的产权有助于解决外部不经济,从而提升银行业效率。(2)超产权理论。超产权理论不满意产权理论提出的通过改变产权性质,加强公司治理,提升公司效率的思路,认为影响公司效率的最重要的因素是市场结构,即市场竞争,市场竞争越强,公司效率越好,市场竞争对公司效率的影响超过产权对公司效率的影响。与这种理论相似的还有“安静生活假说”(Quiet Life Hypothesis),这一假说同样认为在竞争性不强的市场中,公司由于缺乏竞争压力,习惯于安逸的生活,导致成本效率低下。(3)“坏运气”假说(Bad Luck Hypothesis)。坏的经济环境,往往导致银行业不良贷款的大幅增加,商业银行不得不花费更多的成本来弥补这种不良贷款的损失,因此,GDP 增长率越高,越有利于银行效率的提高。不过,也有可能出现相反的情形,即坏的经济环境可能迫使银行挖潜节流,从而有助于提升效率。(4)管理不善假说(Bad Management Hypothesis)。管理水平欠缺的经理人不能充分监督和控制经营开支,导致成本效率低下。(5)道德风险假说(Moral Hazard Hypothesis)。资本相对较少的银行可能由于道德风险的激励而增加高风险贷款,在增大不良贷款的同时,也带来了效率的下降。(6)协同效应假说(Synergistic Effect Hypothesis)。该假说认为,银行经营的分散化不

仅降低了银行面临的风险,而且会带来经营中的协同效应,从而提高效率。与此相反的观点是,银行经营的分散化降低了银行的竞争力,增加了额外成本,有损效率。

为了验证这些理论(或假说),本文设置如下代理变量:按所有制性质对中国银行业分类,将银行业分类为五类,设置五个虚拟变量(0~4),验证产权理论;以银行业市场集中度(HHI)指标来代理市场结构,验证超产权理论;以人均实际GDP增长率来代理宏观环境,验证“坏运气”假说;以间接费用(Overhead)指标来代理管理水平,验证管理不善假说;以资本化比率代理银行业风险水平,验证道德风险假说;以分散化指数(DI, Diversity Index)测度银行经营的分散程度,验证协同效应假说^①。前已述及,不良贷款可能是影响银行业成本效率的重要因素,这里加入不良贷款比率指标(NPLR)。此外,银行规模也是影响银行成本效率的重要方面,本文用银行资产指标代理银行规模,考虑到学术界认为的规模与效率间存在的非线性关系,对银行资产作平方处理。除虚拟变量外,所有变量经过对数处理,消除异方差的影响。表5是面板随机效应的Tobit模型的估计结果。

模型(1)与模型(2)的区别在于前者是用资产的平方做解释变量,而后者是用资产做解释变量,从表(5)可看出,这两个解释变量对整个估计结果影响很小,且是一样的,说明资产规模大小对银行成本效率影响小。从表(5)还可看出,管理水平、不良贷款比率和资本化比率对银行成本效率影响显著,而且都是正向影响;而人均实际GDP增长率、分散化指数、市场集中度以及所有权类型对银行业成本效率影响不明显。

表5 中国银行业成本效率影响因素的估计结果

	(1)	(2)
ln_pegdpr	0.00245(0.07)	0.00245(0.07)
ln_assets2	-0.0290**(-2.68)	
ln_di	0.00264(0.38)	0.00264(0.38)
ln_overheads	0.1696*** (4.39)	0.1696*** (4.39)
ln_nplr	0.345*** (5.37)	0.345*** (5.37)
ln_eq	0.0344** (2.19)	0.0344** (2.19)
ln_hhi	0.00717(0.19)	0.00717(0.19)
1.style	0.0421(1.05)	0.0421(1.05)
2.style	0.0834*(1.66)	0.0834*(1.66)
3.style	0.0948*(1.86)	0.0948*(1.86)
4.style	0.0776(1.44)	0.0776(1.44)
ln_assets		-0.0580***(-3.71)
sigma_u	0.0351*** (3.05)	0.0351*** (3.05)
sigma_e	0.231*** (50.50)	0.231*** (50.50)
N	1408	1408

注:括号中为t值,*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平上显著。

^① 分散化指数是Laeven and Levine (2007)提出的一个测度银行业经营分散程度的指标,计算公式为 $1 - \frac{\text{净利息收入} - \text{其他运营收入}}{\text{总运营收入}}$,该值越接近1,说明银行经营越分散。

为了进一步揭示各解释变量对成本效率的影响,本文使用平方偏方差指标来评估每一个解释变量在模型中的相对重要性。因为 Tobit 模型并不显示系数,因此本文使用一般最小二乘法计算系数,各解释变量的平方偏方差系数见表 6。

表 6 各解释变量的平方偏方差系数

pegdpr	assets	di	overheads	nplr	eq	hhi	style
0.131	0.107	0.215	0.564	0.876	0.231	0.098	0.074

从表 6 可见,不良贷款比率是影响中国银行业成本效率的最重要因素,其次是管理水平。

五、政策建议

本文通过对中国银行业 132 家银行的成本效率分析,发现随着经济进入新常态,各银行成本效率都呈现下降趋势,国有银行尤甚;对银行业成本效率影响最大的是不良贷款比率和管理水平,因此,经济新常态下实现中国银行业的平稳转型,必须花大力降低银行业不良贷款比率,提升银行管理水平。

第一,努力降低不良贷款比率。(1)及时核销不良。充分利用呆账核销条件放宽的政策便利,加大呆账自主核销力度。(2)积极盘活不良。借助资产证券化、资产流转,通过合理渠道向有条件、有意愿的投资者出售不良贷款。(3)争取重组不良。对已出现不良贷款的企业,如果其发展仍有潜力,应在风险可控的前提下,通过收回再贷、展期续贷、并购重组等方式,保全银行债权。(4)探索转化不良。充分利用金融资产管理公司和各省陆续成立的地方资产管理公司等渠道,探索不良贷款批量化、市场化处置的有效机制。

第二,提升管理水平,实现转型升级。(1)从粗放型管理转向集约型管理。抛弃以往追求资产规模,忽视效率的做法,转向追求差别化、精细化、高效率 and 集约化的管理模式。(2)转变经营模式。中国人民银行宣布,自 2015 年 10 月 24 日起,下调存贷款基准利率 0.25 个百分点,同时下调存款准备金率 0.5 个百分点。这标志着中国利率市场化进程的深入推进,也宣告中国银行业靠吃利差就能过上好日子的时代一去不复返了。各银行应找准切合自身特色的差异化发展策略,加强非信贷和表外业务创新。抓住居民财富增长、金融需求多元化的机遇,积极拓宽收入来源,在加强风险管理和风险隔离的前提下稳妥发展财富管理、资产托管等高附加值业务。

参考文献

- 迟国泰、孙秀峰、芦丹(2005):《中国商业银行成本效率实证研究》,《经济研究》,第 6 期。
- 刘孟飞、张晓岚(2013):《风险约束下的中国上市银行效率问题研究》,《数量经济技术经济研究》,第 2 期。
- 刘琛、宋蔚兰(2004):《基于 SFA 的中国商业银行效率研究》,《金融研究》,第 6 期。
- 杨大强、张爱武(2007):《1996-2005 年中国商业银行的效率评价——基于成本效率和利润效率的实证分析》,《金融研究》,第 12 期。
- 姚树洁、姜春霞、冯根福(2011):《中国银行业的改革与效率:1995-2008》,《经济研究》,第 8 期。
- 徐传谔、刘树天(2007):《中国商业银行 X-效率实证研究》,《经济研究》,第 6 期。
- 朱南、卓贤、董屹(2004):《关于我国国有商业银行效率的实证分析与改革策略》,《管理世界》,第 2 期。
- Ariff, M. and L. Can (2008): "Cost and Profit Efficiency of Chinese Banks: A Non-parametric Analysis", *China Economic Review*, 19, 260-273.
- Barros, P. and P. Wanke (2014): "Banking Efficiency in Brazil", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Mon-*

ey, 28, 54–65.

Battese, E. and T. Coelli (1988): “Prediction of Firm Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 38, 387–399.

Beattie, R. and C. Taylor (1985): *The Economics of Production*, New York: Wiley.

Belotti, F., S. Daidone and G. Ilardi (2012): “Stochastic Frontier Analysis Using Stata”, CEIS Working Paper No.251.

Berger, N., I. Hasan and M. Zhou (2009): “Bank Ownership and Efficiency in China: What Will Happen in the World’s Largest Nation?”, *Journal of Banking and Finance*, 33, 113–130.

Berger, N. and D. Humphrey (1997): “Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research”, *European Journal of Operational Research*, 98, 175–212.

Berndt, R. and L. Christensen (1973): “The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures, and Labor in U.S. Manufacturing 1929–68”, *Journal of Econometrics*, 1, 81–113.

Bikker, J. and L. Spierdijk (2008): “How Banking Competition Changed over Time”, DNB Working Paper 167.

Chen, X., M. Skully and K. Brown (2005): “Banking Efficiency in China: Application of DEA to Pre- and Post-Deregulation Eras: 1993–2000”, *China Economic Review*, 16, 229–245.

Cull, R. and C. Xu (2005): “Institutions, Ownership, and Finance: The Determinants of Profit Reinvestment among Chinese Firms”, *Journal of Financial Economics*, 77, 117–146.

Fries, S. and A. Taci (2005): “Cost Efficiency of Banks in Transition: Evidence from 289 Banks in 15 Post-communist Countries”, *Journal of Banking and Finance*, 29, 55–81.

Fu, X. and S. Heffernan (2007): “Cost X-efficiency in China’s Banking Sector”, *China Economic Review*, 18, 35–53.

Fungáčová, Z., P. Pessarossi and L. Weill (2013): “Is Bank Competition Detrimental to Efficiency? Evidence from China”, *China Economic Review*, 27, 121–134.

Greene, W. (2005a): “Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models”, *Journal of Productivity Analysis*, 23, 7–32.

Greene, W. (2005b): “Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model”, *Journal of Econometrics*, 126, 269–303.

Kumbhakar, S. (1990): “Production Frontiers, Panel Data and Time-varying Technical Inefficiency”, *Journal of Econometrics*, 46, 201–212.

Leaven, L. and R. Levine (2007): “Is There a Diversification Discount in Financial Conglomerates?”, *Journal of Financial Economics*, 85, 331–367.

Lee, H. and P. Schmidt (1993): “A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Efficiency”. In Fried HO and SS Schmidt (eds.) *the Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford U.K.: 237–255.

Jorgenson, W. (1986): “Econometric Methods for Modeling Producer Behavior”. In: *Handbook of Econometrics*, Vol.3: 1841–1915, Amsterdam: North-Holland.

Schmidt, P. and R. Sickles (1984): “Production Frontiers and Panel Data”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2, 367–374.

Yao, S., Z. Han and G. Feng (2008): “Ownership Reform, Foreign Competition and Efficiency of Chinese Commercial Banks: A Non-parametric Approach”, *World Economy*, 31, 1310–1326.

Yin, H., J. Yang and J. Mehran (2013): “An Empirical Study of Bank Efficiency in China after WTO Accession”, *Global Finance Journal*, 24, 153–170.

(责任编辑:罗 滢)